



آثار متغیرهای حقیقی و پولی- مالی بر نرخ سود سپرده بانکی ایران

ابوالقاسم مهدوی مزده^۱

ناصر الهی^۲

اکبر کمیجانی^۳

عباس دادجوی توکلی^۴

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۲/۰۴

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۰/۰۱

چکیده

با توجه به ساختار اقتصادی کشور، مقاله حاضر در صدد مقایسه میزان آثار متغیرهای حقیقی (اختلاف بین نرخ دلار رسمی و غیر رسمی، شاخص قیمت زمین در تهران و حجم واردات رسمی و غیر رسمی) و متغیرهای پولی- مالی (بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی ، سپرده‌های مدت‌دار و مطالبات غیرجاری) بر نرخ سود سپرده پرداختی بانک‌ها، بر اساس نظریه درون‌زایی همزمان پول و نرخ بهره در اقتصاد است که در مطالعات برخی از پساکینزی‌های ساختارگرا مطرح گردیده است. مدل مورد استفاده، رویکرد آستانه‌ای (STAR) بوده و دوره زمانی بر اساس داده‌های فصلی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۹۶ می‌باشد. نتایج حاصل از برآورد نشان می‌دهد با وجود انفعال سیاستگذار، در بازه زمانی سال ۱۳۸۵ الی نیمه نخست سال ۱۳۹۱، متغیرهای شاخص قیمت زمین، حجم سپرده‌های مدت‌دار و حجم واردات رسمی و غیر رسمی، معنی‌دار بوده و تاثیر مثبت بر نرخ سود سپرده پرداختی دارند که نشان می‌دهد انگیزه‌های سفت‌هزینه بانک‌ها و مشتریان، نقش مهمی در بالا بودن نرخ سود بانکی داشته‌اند. اما در بازه زمانی نیمه دوم سال ۱۳۹۱ الی ۱۳۹۶، تمام متغیرهای

۱- دانشیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران. (نویسنده مسئول) mahdavi@ut.ac.ir

۲- دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه مفید، تهران، ایران. elahi.mofid@gmail.com

۳- استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، تهران، ایران. komijani@ut.ac.ir

۴- دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه مفید، تهران، ایران. fjsjh18@yahoo.com

۲ / آثار متغیرهای حقیقی و پولی- مالی بر نرخ سود سپرده بانکی ایران

مستقل معنی دار و تاثیر مثبت بر نرخ سود سپرده پرداختی دارند که با شدت بیشتر به دلیل تنگنای مالی بانکها و با شدت کمتر به دلیل انگیزه‌های سفته بازی بانکها و مشتریان بوده است.

واژه‌های کلیدی: نرخ سود، نظام بانکی، سیاست پولی، مدل رویکرد آستانه‌ای.

طبقه‌بندی JEL E43; G21; O23

۱- مقدمه

پس از سلطه تقریباً یک دهه نرخ بهره حقیقی مثبت و نرخ بهره بسیار بالا در اقتصاد آمریکا در دهه ۸۰ میلادی، از انتهای دهه ۱۹۸۰ تا قبل از بحران مالی سال ۲۰۰۸، سیاست پولی از طریق تغییرات (نوسانات) در نرخ بهره سیاستی بانک مرکزی اجرا می‌شد نه محدودیت‌های کمی در عرضه‌ی پول و سیاست‌گذاران پولی نسخه جدیدی از نظریه وجوده قابل‌عرضه^۱ را تحت عنوان قاعده تیلور^۲ ارائه کردند (فلچر^۳، ۲۰۰۰). بر اساس این قاعده بانک مرکزی منحصرأ هدف سیاست‌گذاری خود را بر تعیین نرخ بهره بوسیله عملیات بازار باز^۴ و از طریق مکانیسم انتقال پولی^۵ قرار داده بود. در این مکانیزم، نرخ بهره سیاستی^۶، تعیین کننده اصلی نرخ‌های دیگر منجمله نرخ بهره سپرده‌های بانکی می‌باشد (ری^۷، ۲۰۱۲). با وقوع بحران ۲۰۰۸، کارکرد سیاستی نرخ بهره که تا آن زمان به صورت قضاوتی بر اساس علایم گسترشده اقتصاد کلان و بر مبنای قاعده تیلور تعیین می‌شد، از بین رفت و قیمت سپرده‌ها و تسهیلات بانکی یک پدیده پولی و بی‌ارتباط به بنیان‌های واقعی اقتصادی گردید (مارتن^۸، ۲۰۱۱) که با اعمال نرخ بهره سطح صفر^۹ درصد از سوی سیاستگذار در کنار طراحی و اجرای الگوی سیاست‌های پولی نامتعارف^{۱۰} با عنوان «تسهیل مقداری^{۱۱}»، بهبود محسوسی در متغیرهای کلان پیش آمد (کریشنامورتی و ویسینگ- یورگنسن^{۱۲}، ۲۰۱۱).

ازسویی طی دو دهه اخیر ساختارگرایان^{۱۳} پساکینزی^{۱۴} با تأکید بر اهمیت درون‌زایی پول^{۱۵} از طریق خلق پول و اعتبار توسط بانک‌ها، در خصوص عوامل تعیین کننده نرخ بهره در اقتصاد اظهار نظر می‌نمایند (اسمیتین^{۱۶}، ۲۰۱۳، ۲۰۱۴). برخی از آنها اعتقاد دارند بانک‌ها در تعیین نرخ بهره سپرده و تسهیلات، علاوه بر نرخ بهره سیاستی بانک مرکزی، به متغیرهایی همچون صرف ریسک، جایزه نقدینگی^{۱۷} و میزان منفعت نهایی حاصل از خلق پول توجه می‌نمایند (روکون^{۱۸}، ۲۰۱۷). همچنین محققانی نظیر پالی^{۱۹}، هاولز^{۲۰}، آرسنیس^{۲۱} و داو^{۲۲}، اذعان دارند نرخ بهره نیز باید متغیری درونزا در نظر گرفته شود زیرا این متغیر وابسته به مصارف بانکی نظیر اختصاص اعتبار برای سرمایه‌گذاری بیشتر و انبساط سرمایه از سوی عوامل حقیقی اقتصاد جهت توسعه فعالیت‌های اقتصادی، تقاضای سفته بازانه^{۲۳} وام، پرداخت سود تمهد شده از سوی بانک‌ها به سپرده‌گذاران و در کل ترجیحات نقدینگی تمامی عوامل اقتصادی منجمله بنگاه‌ها، خانوار و بانک‌ها می‌باشد (هین^{۲۴}، ۲۰۰۶).

تحقیقات در ایران نیز نشان داده‌اند در تعیین سیاست‌های پولی، بانک مرکزی کمترین قدرت اعمال حاکمیت را دارد (جلالی نائینی و همتی^{۲۵}، ۱۳۹۲). جدای از غیبت ابزارهای متعارف برای کنترل نرخ بهره مانند عملیات بازار باز، ضعف در حکمرانی سیاستی در کشور سبب شده نه تنها نقدینگی و پایه پولی از کنترل بانک مرکزی خارج شود، بلکه سیاستگذار نتواند نرخ سود را کنترل کند (مهدوی و همکاران، ۱۳۹۷).

در این مقاله، در ابتدا از ادبیات موجود در خصوص عوامل تعیین کننده نرخ بهره در اقتصاد که در تعامل با نظریه درون‌زاپلی پساکینزی ساختارگرایی قرار دارد بهره برده ایم. در بخش دوم ادبیات موضوع شامل مبانی نظری همراه با با نگاهی به شرائط بومی اقتصاد کشور ارائه شده و مطالعات داخلی و خارجی صورت گرفته در این حوزه ارائه می‌شود. در بخش سوم روش مورد استفاده تشریح و الگویی که بوسیله آن سهم متغیرهای مستقل حقیقی و پولی- مالی در نوسانات نرخ سود سپرده بدست می‌آید، بیان می‌شود. در بخش چهارم یافته‌های تجربی تحقیق ارائه شده در بخش پنجم نتایج تحقیق و جمع‌بندی ارائه می‌گردد.

۲- ادبیات تحقیق

در بخش اول مبانی نظری و انطباق این مبانی با ساختار اقتصادی کشور مرور و در بخش دوم تعدادی از مطالعات خارجی و داخلی ارائه می‌شود.

۱-۱- مبانی نظری

تحقیقات گوناگون ساختارگرایان پساکینزی نشان داده‌اند در کشورهای کمتر توسعه یافته و بخصوص در بافت اقتصادهای مبتنی بر اضافه برداشت^{۲۵}، درون‌زاپلی پول و نرخ بهره به طور همزمان رخ می‌دهد (اسمیتین ۲۰۱۶). در این حالت در کنار عدم توان کنترل نرخ بهره هدف از سوی سیاستگذار و در نتیجه عدم توان اثرگذاری بر نرخ سود سپرده بانکی، در زمانی که نقش بانک‌ها به عنوان خالق پول (نه لزوماً واسط آن) و یا بخش نامولد پربازده در اقتصاد پررنگ می‌گردد، ظهور نرخ‌های بهره بانکی بسیار بالاتر از بازدهی تولید کنندگان واقعی و بسیار پایین تر از بازدهی بخش نامولد اقتصاد و متمایز از نرخ بهره سیاستی، موجب ایجاد آشفتگی در اقتصاد می‌گردد (بیکر و گریتسن ۲۰۱۴،^{۲۶}).

همچنین بنابر دیدگاه ساختارگرایان اگر ملاحظات ریسک و نقدینگی بانک‌های تجاری یا میزان رقابت و بنابراین اضافه بهای این بانک‌ها با تغییر نرخ بهره پایه تغییر کند، ممکن است سیاست پولی قادر به تأثیرگذاری مستقیم روی نرخ بهره در بازار اعتباری نباشد. در این حالت، ممکن است عدم تقارن به وجود آید: افزایش نرخ بهره پایه همیشه منجر به افزایش نرخ بهره در بازار اعتباری می‌شود، چون بانک‌های تجاری باید هزینه‌های استقراض مجدد را جبران کنند و مجبورند (حداقل) سود را کسب کنند. اما اگر جایزه نقدینگی و صرف ریسک بانک‌های تجاری به علت افزایش عدم قطعیت افزایش یابد، یا اگر سطح سود درخواستی بانک‌ها افزایش یابد، کاهش نرخ پایه ممکن است فوراً همراه با کاهش نرخ بازار اعتباری نباشد.

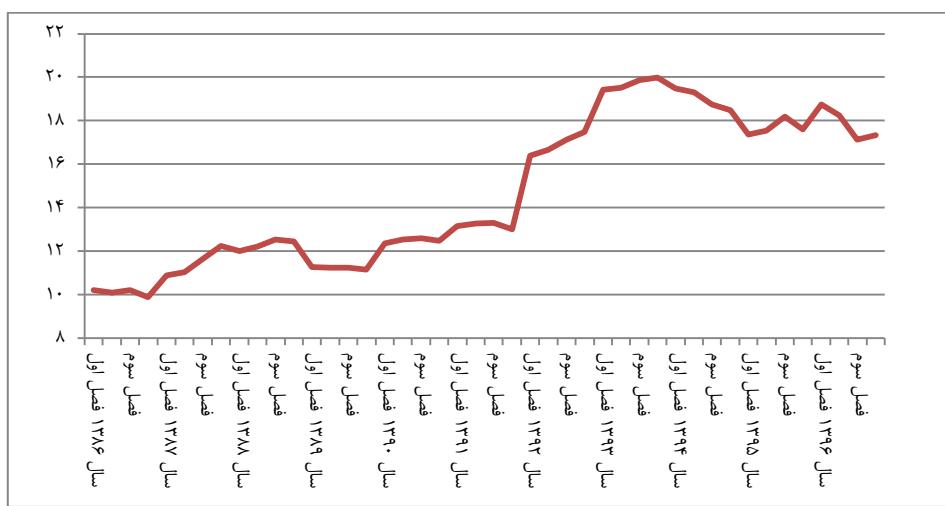
موضع اصلی ساختارگرایان این بود که امکان وجود «لغزش» میان نرخ سیاستی و دیگر نرخ‌های بهره وجود دارد.^{۲۷} همچنین آنها معتقدند، رجحان نقدینگی هم در تعیین سطح و هم مسیرهای زمانی نرخ بهره بازار نقش بازی می‌کند. بنابراین در کنار آنکه پول درونزا است و بانک مرکزی از نرخ بهره پایه به عنوان یکی از ابزارهای سیاستی اقتصادی استفاده می‌کند ولی نقش بانکها و مشتریان در حالت انفعال سیاستگذار قابل توجه و تعیین کننده است. پیروان این مکتب منحنی‌های عرضه پول و عرضه اعتبار را به دلیل کشش‌پذیری فوق العاده زیاد نقد می‌کنند و بنابراین معتقدند نرخ بهره یکی از متغیرهای درونزاست. همچنین اعتقاد بر این است بانک‌های تجاری ممکن است مجبور به جذب ذخایر از جامعه یا ایجاد نوآوری‌های مالی شوند و به همین منظور ممکن است وارد بازی نرخ بهره بانکی گردند. از این رو، ممکن است نرخ بهره افزایش یابد و منحنی‌های عرضه پول و اعتبار شبیه رو به بالا پیدا می‌کنند.

در برخی دیگر از تحقیقات ساختارگرایان^{۲۸}، بدین نتیجه رسیدند که در رکود اقتصادی و در زمانی که ارتباط میان دارایی و بدھی بانک‌های تجاری قطع شده و یا ضعیف می‌گردد، افزایش اعتبار همراه با افزایش تعهد بانک در پرداخت سود سپرده، نقدینه بودن دارایی‌های بانک‌های تجاری را کاهش و میزان بدھکاری بنگاه‌های اقتصادی و بانک‌های تجاری را همزمان افزایش می‌دهد. از این رو، در این حالت افزایش عرضه اعتبار همراه با افزایش پاداش نقدینگی و صرف ریسک بانک‌های تجاری است و رجحان نقدینگی و افزایش ریسک در واقع بانک‌های تجاری را، در هنگام افزایش عرضه اعتبار، ودار به افزایش اضافه‌بهای نرخ بهره پایه می‌کند و نرخ سود بانکی افزایش می‌یابد.

۲-۲- منابع و مصارف در نظام بانکی ایران در خدمت افزایش نرخ سود سپرده بانکی

۲-۲-۱- نرخ سود بانکی در اقتصاد ایران

در این مقاله برای بررسی علل نوسان نرخ سود بانکی از متغیر متوسط وزنی نرخ سود پرداختی به سپرده‌های ۹ بانک خصوصی و خصوصی شده کشور بهره برده شده است. همانطور که در نمودار شماره ۱ ملاحظه می‌گردد، روند نرخ سود سپرده بانک‌های منتخب در ایران در بازه زمانی مطالعه بگونه‌ای است که در حال افزایش بوده است.



توسعه بیشتری یافت. کاهش نسبت تسهیلات به سپرده همزمان با کاهش نرخ ذخیره قانونی، کاهش ذخائر مازاد، افزایش ضریب فزاینده نقدینگی و حجم قابل توجه بدھی بانک‌ها به بانک مرکزی در اقتصاد کشور طی دهه آخر شاهدی بر این مدعای است (مهدوی و همکاران ۱۳۹۷).

۲-۲-۲- محل مصرف منابع مالی در اقتصاد ایران

همانطور که در اقتصاد دارای حباب قیمتی^{۳۲} تاکید می‌شود، قدرت بانک‌ها جهت بهره مندی از ابزار اهرم "نرخ سود بانکی بالاتر" برای جذب منابع از یکسو و دستیابی به ذخائر در بازار بین بانکی و منابع بانک مرکزی جهت خلق پول از هیچ از سوی دیگر، مصرف عمدهً سفته بازانه و نامولد منابع مالی را سبب می‌گردد (مینسکی و کافمن^{۳۳}، ۲۰۰۸). این مصارف در اقتصاد ایران طی دهه ۸۰ و ۹۰ بصورت زیر شکل گرفت:

الف) بازار مسکن

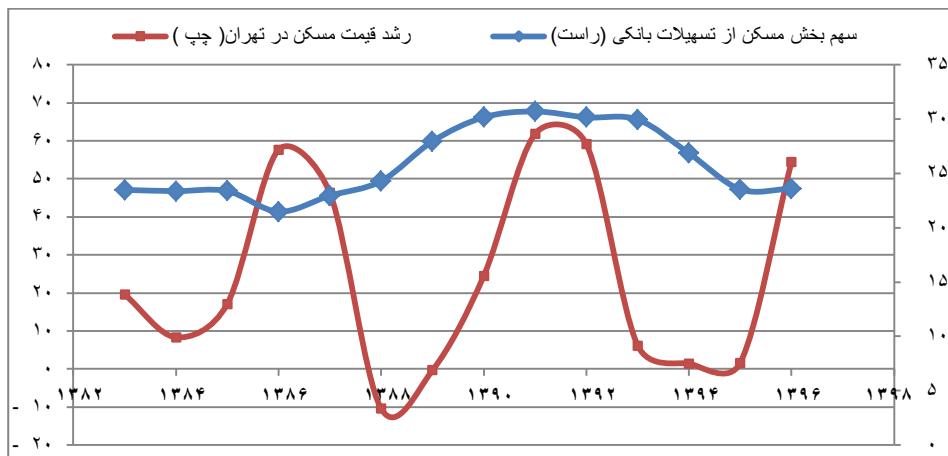
مدل رفتاری سفته‌بازی در ایران در بازار مسکن توسط گروه‌های مختلفی چون بانکها، شرکت‌های تابعه بانکها و سفته بازان بازار مسکن رخ می‌دهد (بیزان پناه ۱۳۹۵). آنها وارد حوزه مسکن شده، حباب قیمت ایجاد نموده، بازدهی مناسبی کسب نموده و قبل از ترکیدگی حباب خارج می‌شوند و به دنبال آن رونق و رکود اقتصادی قابل توجهی را بر اقتصاد به شکل ادواری حاکم می‌کنند. برآوردهای صورت گرفته از کمال نشان می‌دهد ۳۳ درصد فعالیت بنگاه‌های واپسیه به بانک‌های بورسی در حوزه مستغلات می‌باشد.^{۳۴} همچنین نمودار شماره ۲، روند افزایشی سرمایه گذاری مستقیم بانک‌های خصوصی و خصوصی شده در ایران در بخش مسکن را نشان می‌دهد.



نمودار شماره ۲- سرمایه گذاری بانک‌های خصوصی و خصوصی شده در بازار مسکن

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

حضور بانکها در این بازار از یکسو موجب ایجاد شکوفایی قیمت‌ها گردیده و از دیگر سوی با بهبود انتظارات، دیگر فعالان بازار را وارد نموده و نقدينگی فراوانی را برای سایر بازیگران جذب و یا خلق می‌کنند. فعالیت سفته بازانه سفته بازان و فعالان این بخش نیز از طرف بانک‌های خصوصی از دو سمت اعطای تسهیلات و همچنین پرداخت نرخ سود به سپرده این‌گونه تجهیز می‌شوند. سفته بازان بخش املاک عموماً ترکیب دارایی‌های خود را در یک سبد متغیر نسبت به زمان قرار می‌دهند. در این سبد، املاک یک بخش از این ترکیب و سپرده سودده بخش دیگر آن است. آن‌ها در موقعی که بخش ساختمان با رکود مواجه می‌شود، وزن سپرده‌های گران قیمت را در این سبد به شکل قابل توجهی افزایش می‌دهند (مهدوی و همکاران ۱۳۹۷).

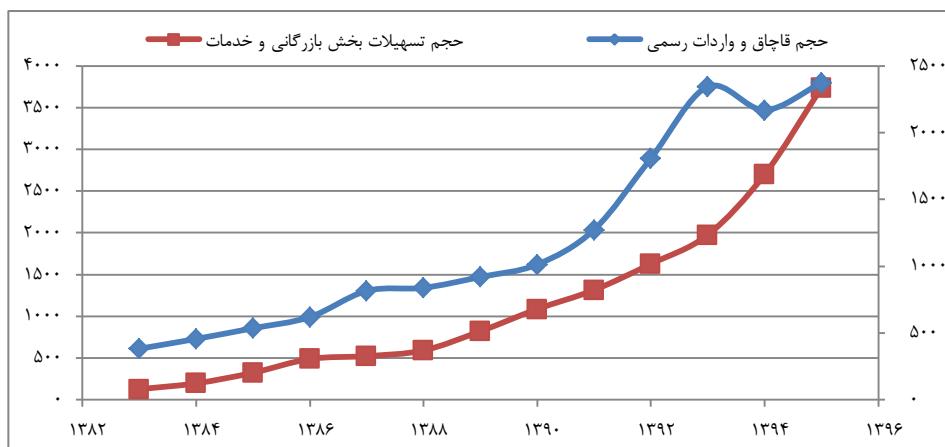


نمودار شماره ۳- سهم بالای تخصیص منابع در بخش مسکن و رشد نوسانی قیمت آن
مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

(ب) واردات (رسمی و غیررسمی)

در دهه ۸۰ و ۹۰، کاهش نرخ ارز حقیقی در اقتصاد ایران یکی از مصارف پولی پرسود و رانتی برای واردات بود که از محل این کسب‌وکار، تسهیلات با بهره بالا امکان بازپرداخت پیدا می‌کرد و سپرده گیری برای چنین مصرفی برای بانک‌ها و یا شرکت‌های تابعه آنها و همچنین مشتریان تسهیلات گیرنده به صرفه بود. حتی با وجود جهش نرخ ارز در سال ۱۳۹۱، از میزان واردات رسمی و غیررسمی کاسته نشد (ستاد مرکزی مبارزه با قاچاق کالا و ارز ۱۳۹۱). سهم بازرگانی داخلی و خدمات از تسهیلات بانکی همواره روند صعودی داشته است^{۳۵}. نگاهی به ساختار بانک‌های خصوصی

مورد مطالعه و بنگاه های وابسته به آنها نشان می دهد ۳۳ درصد آنها در حوزه بازرگانی فعالیت دارند و سهم بالایی از تسهیلات بانکی را به خود اختصاص داده اند.^{۳۶}



نمودار شماره ۴- حجم واردات (رسمی و قاچاق^{۳۷}) سمت راست - حجم تسهیلات در حوزه

بازرگانی داخلی و خدمات سمت چپ

مأخذ: یافته های پژوهشگر

۲-۳-۳- دیگر متغیرهای اثرگذار بر نرخ سود سپرده بانکی

(الف) ما به التفاوت نرخ ارز رسمی و غیر رسمی: بروز شکاف بین نرخ ارز رسمی و غیررسمی، حاشیه سود مطمئنی برای شکل گیری پدیده آربیتری فراهم می گردد که خود می تواند به عنوان رقیبی جهت افزایش نرخ بهره بانکی و لنگر تورم عمل نماید. تحقیقات گوناگونی نشان داده است که در صورت بروز شوک ارزی، نرخ بهره جهت دفاع از نرخ ارز از سوی سیستم بانکی افزایش می یابد و حتی نرخ ارز لنگری برای افزایش نرخ بهره و تورم خواهد شد (گدریس و آیوانیدو^{۳۸}؛ ۲۰۰۸؛ فورمن و استیگلیتز^{۳۹} ۱۹۹۸).

(ب) پرداخت سود به سپرده مدت دار: افزایش سهم سپرده های مدت دار علاوه بر ابزاری جهت تامین مالی اقتصاد حباب برای بانکها و مشتریان تسهیلات گیرنده آنها، هزینه تأمین منابع مالی برای نظام بانکی را افزایش داده و خود به یکی از عوامل فشار رو به بالا بر نرخ های سود تبدیل گشته است.

ج) مطالبات غیرجاری: نحوه بکارگیری غلط حسابداری تعهدی در خصوص دارایی های بی کیفیت بانکی^{۴۰}، خود نشانده‌نده آن است که متناسب با افزایش دارایی بانک ناشی از وضع بهره بر وام‌های تسویه‌نشده پیشین، طرف بدھی بانک‌ها (سپرده‌ها) از محل نرخ سود پرداختی رشد یافته است و چنین تعهد سپرده‌ای خود منبع بالا ماندن نرخ سود سپرده شده است (بدری و زمان زاده، ۱۳۹۶).

د) بدھی بانک‌ها به بانک مرکزی: در شرایطی که خلق پول صرف منجر به ایجاد دارایی واقعی در نظام بانکی نگردد، بانک‌ها برای پرداخت سود سپرده چاره‌ای ندارند جز اینکه پول جدید خلق کنند؛ در واقع اولین محل خلق پول از هیچ صرف پرداخت سود سپرده می‌شود. با خلق پول جدید، کسری ذخایر (قانونی) متناسب با آن شکل گرفته و بانک مرکزی جهت تأمین منابع پایه پولی همگام با افزایش مصارف آن اقدام به بسط منابع پایه پولی می‌نماید (ورنر^{۴۱}، ۲۰۱۴). نتیجه چنین است که هم پایه پولی از محل بدھی بانک‌ها افزایش می‌یابد و هم نرخ بهره (هزینه تمام شده پول افزایش می‌یابد. این دور باطل وقتی تشديد می‌شود که در دوره بعد، مبنای پولی که باید برای آن سود پرداخته شده و ذخیره قانونی تأمین شود، بیشتر شده و این فشار مضاعفی را برای برداشت از بانک مرکزی ایجاد می‌کند.

۳-۲- پیشنبه تحقیق

تحقیقات گوناگونی در خصوص عوامل اثرگذار بر نرخ سود (بهره) بانکی به عنوان یکی از مهمترین متغیرهای پولی در داخل و خارج از کشور صورت گرفته است که در زیر به آنها اشاره می‌شود:

الف) مطالعات داخلی

اتابکی (۱۳۸۴) در پایان نامه خود با عنوان "بررسی عوامل مؤثر بر نرخ سود بانکی در سیستم بانکی ایران با استفاده از داده های تابلویی"^{۴۲} به بررسی اثرات متغیرهای مرتبط با صنعت بانکداری بر نرخ سود بانکی پرداخته است. وی با استفاده از روش داده های تابلویی برای هر یک از بانکهای تجاری دولتی در دوره زمانی ۱۳۶۳ تا ۱۳۸۱ به بررسی موضوع پرداخته و الگوی نهایی به دست آمده برای شبکه بانکی نشان میدهد متغیرهای مطالبات مشکوک الوصول به کل تسهیلات، رشد تولید ناخالص داخلی، نسبت ذخایر قانونی، سهم شبکه پول از کل سپرده ها، حاشیه سود تسهیلات و نسبت هزینه های سربار در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار هستند.

بدری و زمان زاده (۱۳۹۶) در مقاله خود با عنوان "تحلیل رفتار ترازنامه نظام بانکی در خلق نقدینگی و پیامدهای آن در اقتصاد کلان" با طراحی مدلی که اقتصاد خرد بانک‌ها را به اقتصاد کلان پیوند می‌زند، به تحلیل عوامل بروز ناترازی ترازنامه نظام بانکی و پیامدهای آن بر متغیرهای

پولی و اقتصاد کلان پرداخته اند. نتایج حاصله نشان می دهد انباشت دارایی های موہوم و بروز ناترازی در ترازانامه نظام بانکی، جریان ناسالمی از خلق نقدینگی را شکل داده است که نه تنها برای نظام بانکی مخاطره آمیز است، بلکه عامل کلیدی چسبندگی نرخ سود بانکی به رغم کاهش نرخ تورم و اثرات منفی آن در اقتصاد کلان است.

زراء نژاد و سعادت مهر (۱۳۸۶) با بیان اهمیت برونزایی یا درونزایی در کارایی سیاستهای پولی و مالی، تابع نرخ سود بانکی را در اقتصاد ایران برای سالهای ۱۳۳۸-۱۳۸۶ با روش *VECM* آزمون می کنند. نتایج حاکی از آن است که حجم واردات و فاچاق وارداتی، مطالبات معوق، افزایش شاخص قیمت مسکن و نرخ ارز به ترتیب از بیشترین اثر گذاری بر نرخ سود سپرده ها برخوردار می باشند.

عباسی، لیلا (۱۳۸۱) در پایان نامه خود با عنوان " بررسی عوامل مؤثر بر نرخ سود بانکی در سیستم بانکی ایران " با اقتباس از الگوی صندوق بین المللی پول در کشور مالاوی، به آزمون آن در ایران برای سالهای ۱۳۶۵ تا ۱۳۸۹ پرداخته است. وی با روش حداقل مربعات معمولی^{۴۳}، ارتباط بین متغیرهای مرتبط با صنعت بانکداری و محیط اقتصاد کلان بر روی نرخ سود بانکی در ایران را آزمون نموده و نتایج به دست آمده از این مطالعه نشان میدهد که از ده متغیر تعریف شده در الگو، دو متغیر تغییرات نرخ ارز و نسبت وام های غیرجاری رابطه مثبت و حجم پایه پولی رابطه منفی با نرخ سود سپرده بانکها دارند.

مجتبه‌احمد (۱۳۸۳) در مقاله خود با عنوان " چالش ها و الزامات بازار پول و سرمایه " نشان داده است که عوامل اصلی در تعیین نرخ بهره، تورم، هزینه سنگین بانکها و هزینه مطالبات مشکوک الوصول می باشند. به عبارتی، افزایش در متغیرهای ذکر شده، منجر به تفاوت در نرخ بهره می شود که نتیجه آن کاهش رقابت بانکها، افزایش تسهیلات تکلیفی و کاهش درآمد ناشی از خدمات غیر بهره ای می باشد.

ب) مطالعات خارجی

گاسپار ، رو دریگز و گابریل^{۴۴} (۲۰۰۴) در مقاله ای به سفارش بانک مرکزی اروپا به بررسی عوامل تعیین کننده نرخ بهره در بازار بین بانکی پرداخته اند . حجم عرضه پول از سوی بانک مرکزی با عنوان تسهیلات قاعده مند ، کاهش سودآوری بانک های تجاری و تورم از عوامل تعیین کننده نرخ بازار بین بانکی می باشند.

آندریاس و کاپارزو^{۴۵} (۲۰۱۰) در مقاله ای به ارتباط میان بازار بین بانکی و عملکرد سیاست پولی پرداخته اند و بر نقش این بازار جهت خروج از بحران در سالهای ۲۰۰۸ - ۲۰۰۹ تاکید نموده

اند . کمبود نقدینگی، بحران مطالبات عموق و کاهش اعتماد به سیستم بانکی از مهمترین عوامل اثرگذار بر نرخ بهره در اقتصاد اروپا بوده و حجم تزریق نقدینگی از سوی بانک مرکزی جهت بازگشت اعتماد به بازار از طریق بازار بین بانکی در این امر بسیار موثر بوده است. بیکر و گریتسن (۲۰۱۸) در مقاله خود با عنوان عوامل اثرگذار بر نرخ بهره بانکی، نشان داده اند وقتی ظرفیت اقتصاد به شکل تدریجی اشباع می‌شود، فاینانس می‌تواند خودش را فاینانس کند، مستقل از هر نوع ارتباط (از منظر افزایش سرمایه‌گذاری واقعی) با چرخه اصلی اقتصاد. این منجر به شکل‌گیری حباب در حوزه دارایی شده و این حباب مستقل از چرخه واقعی تولید دائم خودش را گسترش می‌دهد تا جایی که این حباب یا بدھی معادلش در اقتصاد دچار ترکیدگی شود. همکام با ایجاد حباب، ابزار ایجاد چنین حبابی نرخ بهره بانکی می‌باشد.

۳- ساختار مدل و داده ها

باتوجه به مباحث نظری موضوع و با در نظر گرفتن مطالعات تجربی مطرح شده در خصوص مقایسه آثار متغیرهای حقیقی و مالی (اختلاف بین نرخ دلار رسمی و غیر رسمی، شاخص قیمت مسکن تهران و حجم واردات رسمی و غیر رسمی) و پولی (بدھی بانک ها به بانک مرکزی ، حجم سپرده‌های مدت دار و مطالبات غیرجاری) بر نرخ سود سپرده بانکی در ایران، با مدل رویکرد آستانه ای، الگوی تجربی تحقیق به شکل زیر معرفی می گردد:

$$LR_{i,t} = f(LR_{i,t-1}, LDC_{i,t}, LDEX_{i,t}, LLD_{i,t}, LLPI_{i,t}, LIMP_{i,t}, LFA_{i,t})$$

$$LR_{i,t} = a_0 + a_1 LR_{i,t-1} + a_2 LDC_{i,t} + a_3 LDEX_{i,t} + a_4 LLD_{i,t} \\ + a_5 LLPI_{i,t} + a_6 LIMP_{i,t} + a_7 LFA_{i,t} + U_t$$

=متوسط وزنی نرخ سود پرداختی به سپرده‌ها (درصد)

=بدھی بانک ها به بانک مرکزی (میلیارد ریال)

=اختلاف بین نرخ ارز رسمی و غیر رسمی (ریال)

=سپرده های مدت دار (هزار میلیارد ریال)

=شاخص قیمت زمین

=حجم واردات رسمی و غیر رسمی (هزار میلیارد ریال)

=مطالبات غیرجاری (هزار میلیارد ریال)

۱-۱-۳- مدل رگرسیون انتقال ملایم (STAR)

در این مطالعه از مدل خودگرسیون انتقال ملایم استفاده می‌شود که توسط تراسورتا و اندرسون^{۴۶} و تراسورتا^{۴۷} (۱۹۹۲) گسترش یافته است. در حقیقت مدل STAR با استفاده از متغیر انتقال و مقدار پارامتر شبیب، ارتباط غیرخطی میان متغیرها را به شیوه‌ای پیوسته مدل سازی می‌کند. مدل رگرسیون انتقال ملایم تراسورتا به صورت رگرسیون کلی زیر تصریح می‌گردد.

$$y_t = \pi' z_t + \theta' z_t + F(s_t, \gamma, c) + u_t \quad (1)$$

که در آن z_t برداری شامل متغیرهای برونزای مدل؛ π بردار پارامترهای خطی؛ θ بردار پارامترهای غیر خطی مدل؛ u_t جزء باقیمانده است که فرض می‌شود به صورت یکسان و مستقل با میانگین صفر و واریانس ثابت $(u_t \approx iid(0, \sigma^2))$ توزیع شده اند. همچنینتابع انتقال $F(s_t, \gamma, c)$ می‌تواند به صورت لاجستیک و یا نمایی تصریح گردد.

در توابع فوق s_t بیانگر متغیر انتقال است؛ γ پارامتر شیب را نشان می‌دهد؛ c نشان دهنده حد آستانه‌ای یا محل وقوع تغییر رژیم است. در صورتی که پارامتر شیب γ که بیانگر سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر می‌باشد به سمت بی نهایت میل کند، مدل STAR به یک مدل آستانه‌ای TAR تبدیل می‌شود، در صورت ($s_t > c$) تابع انتقال برابر یک ($F=1$) می‌شود. از سوی دیگر در صورتی که ($s_t < c$) مقدار تابع انتقال برابر با صفر ($F=0$) خواهد بود. همچنین در صورتی که مقدار پارامتر شیب به سمت صفر میل کند، مدل STAR تبدیل به یک مدل خطی خواهد شد.

اگر چه آزمون خطی بودن در مدل STAR می‌تواند با آزمون فرضیه صفر $H_0 : \gamma = 0$ یا $H_0 : \theta = 0$ انجام شود. اما از آنجایی که مدل STAR تحت فرضیه صفر دارای پارامترهای مزاحم نامعین^{۴۸} است، آماره‌های آزمون هر دو فرضیه فوق غیر استاندارد هستند. برای فائق آمدن بر این مشکل، لونکن^{۴۹} استفاده از تقریب تیلور تابع انتقال را پیشنهاد کرده است.

برای این منظور، تقریب تیلور مرتبه سوم تابع انتقال بر حسب پارامتر حول مقدار استفاده می‌شود.

بر این اساس معادله رگرسیونی (۱) به شکل زیر قابل بازنویسی می‌باشد:

(۴)

$$y_t = \pi' z_t + \theta' z_t \gamma F_\gamma(s_t, \gamma = 0, c) + \theta' z_t \gamma^2 F_{\gamma\gamma}(s_t, \gamma = 0, c) + \theta' z_t \gamma^3 F_{\gamma\gamma\gamma}(s_t, \gamma = 0, c) + u_t$$

با جایگذاری مقدار $\gamma = 0$ و ساده سازی مشتقات مرتبه اول تا سوم تابع انتقال، بر حسب اینکه متغیر انتقال s_t جزء دسته متغیرهای z_t باشد و یا نه می‌توان به یکی از رگرسیون‌های کمکی زیر دست پیدا کرد:

اگر متغیر انتقال s_t جزء دسته متغیرهای z_t باشد، در اینصورت شکل ساده شده رابطه (۴) به صورت زیر خواهد بود:

$$y_t = \beta'_0 z_t + \beta'_1 z_t s_t + \beta'_2 z_t s_t^2 + \beta'_3 z_t s_t^3 + v_{1t} \quad (5)$$

که در آن $(\tilde{z}_t, 1)'$ می‌باشد. در حالی که متغیر انتقال s_t جزء دسته متغیرهای z_t نباشد، آنگاه صورت ساده شده معادله رگرسیونی (۴) به صورت زیر خواهد بود:

$$y_t = \beta'_0 z_t + \beta'_1 z_t s_t + \beta'_2 z_t s_t^2 + \beta'_3 z_t s_t^3 + v_{2t} \quad (6)$$

می‌توان فرض صفر خطی بودن رابطه بین متغیرهای توپیچی را در مقابل فرض مقابل یعنی وجود رابطه غیرخطی میان متغیرها را به صورت آزمون ضرایب زیر انجام داد:

$$H_{01} : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0 \quad (7)$$

آماره آزمون فوق دارای توزیع F است. در صورت غیرخطی بودن رابطه بین متغیرها همچنانکه قبل اشاره گردید، باید مدل غیرخطی مناسب انتخاب گردد. جهت انتخاب مدل مناسب سه آزمون ضرایب با فروض صفر زیر ارائه شده است. آماره این آزمون‌ها دارای توزیع F می‌باشد.

$$H_{02} : \beta_1 = 0 \mid \beta_2 = \beta_3 = 0$$

$$H_{03} : \beta_1 = 0 \mid \beta_3 = 0$$

$$H_{04} : \beta_3 = 0$$

آماره آزمون‌های فوق را به ترتیب با F_2, F_3, F_4 نشان می‌دهیم. رد H_{03} بدین معنی است که مدل بهینه STAR لاجستیک و یا مدل STAR نمایی می‌باشد. از سوی دیگر رد فروض H_{02} و H_{04} بدین معنی است که مدل بهینه LSTR با یک بار تغییر رژیم (LSTR1) است. جهت انتخاب

متغیر انتقال مناسب از بین کاندیداهای مختلف و قابل قبول برای این متغیر، متغیری انتخاب می-شود که به ازای آن در نهایت همانطور که قبل‌آن نیز اشاره شد، مدل غیرخطی انتخاب شده بر اساس الگوریتم نیوتون رافسون تخمین زده می‌شود. آزمون‌های تشخیصی نیز پس از برازش مدل غیرخطی، بر روی پس ماندهای حاصل از این مدل صورت می‌پذیرد.

۲-۳-۱- نتایج برآورد مدل

۲-۳-۲- نتایج آزمون‌های ریشه واحد

در جدول ۱ نتایج این آزمون‌ها برای سری زمانی متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق ارائه شده است. مطابق با نتایج حاصله متغیرهای اختلاف بین نرخ ارز رسمی و غیر رسمی، شاخص قیمت زمین و حجم واردات رسمی و غیر رسمی، بدھی بانک‌ها به بانک مرکزی، سپرده‌های مدت دار، مطالبات غیرجاری و نرخ سود سپرده بانکی در سطح پایا نمی‌باشند و قدرمطلق آماره دیکی - فولر از قدرمطلق مقادیر بحرانی این آماره در سطح احتمال ۰.۱٪، ۰.۵٪ و حتی ۱۰٪ کوچکتر است. اما پس از یکبار تفاضل گیری این متغیرها بصورت مانا درآمده‌اند؛ درنتیجه متغیرها انباشته از درجه یک یا I(1) می‌باشند.

جدول ۱- نتایج آزمون ریشه واحد ADF

متغیر	مقدار آماره ADF		درجه انباشتگی
	ضریب	سطح معنی داری	
LR	-۶,۵۵۴۵۴۱	۰,۰۰۰۰۰	I(1)
LDC	-۳,۶۹۲۹۱۴	۰,۰۰۷۹۰	I(1)
LDEX	-۳,۵۶۹۱۸۱	۰,۰۱۰۹۰	I(1)
LLD	-۴,۳۳۲۶۴۸	۰,۰۰۱۳۰	I(1)
LLPI	-۳,۴۹۹۲۱۸	۰,۰۱۲۹۰	I(1)
LIMP	-۳,۱۵۸۶۵۲	۰,۰۳۰۶۰	I(1)
LFA	-۸,۵۹۱۴۷۲	۰,۰۰۰۰۰	I(1)

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

۲-۳-۳- آزمونهای هم انباشتگی پانل:

برای بررسی نتایج آزمون هم انباشتگی لازم است در خصوص وجود یا عدم وجود روند زمانی و عرض از مبدأ در بردار هم‌جمعی، الگوی مناسب انتخاب شود که در این زمینه پنج الگو مطرح است:

الگوی اول، بدون عرض از مبدأ و روند زمانی؛ الگوی دوم، با عرض از مبدأ مقید و بدون روند زمانی؛ الگوی سوم، با عرض از مبدأ نا مقید و بدون روند زمانی؛ الگوی چهارم ، با عرض از مبدأ نامقيد و روند زمانی مقید و الگوی پنجم، عرض از مبدأ نامقيد و روند زمانی نا مقید. این پنج الگو از مقیدترین(الگوی اول) تا نامقیدترین(الگوی پنجم) شکل آن برای متغیرها برآورده می شود. سپس فرضیه صفر عدم وجود بردار هم انباشتگی در مقابل وجود یک بردار هم انباشتگی و بدنبال آن فرضیه وجود حداکثر یک بردار هم انباشتگی در مقابل دو بردار آزمون می شود. این آزمون تا وجود $n-1$ (تعداد متغیرها) بردار هم انباشتگی ادامه می یابد. خلاصه نتایج آزمونهای اثر(λ_{Trace}) و حداکثر مقدار ویژه(λ_{Max}) در خصوص تعداد بردارهای هم انباشتگی بر اساس پنج الگو ذکر شده در جدول ۲ آورده شده است. همانگونه که در جدول شماره ۲ مشاهده می شود فرضیه صفر عدم وجود بردار هم انباشتگی در مقابل وجود یک بردار هم انباشتگی بین متغیرها در ۳ الگو رد شده است، بنابراین در ۲ الگو حداقل یک بردار هم انباشتگی میان متغیرهای مورد مطالعه وجود دارد.

جدول ۲- خلاصه نتایج تعداد بردارهای هم انباشتگی

	الگوی پنجم	الگوی چهارم	الگوی سوم	الگوی دوم	الگوی اول	الگو
۳	۲	۲	۲	۲	۲	آزمون اثر
۲	۲	۲	۲	۲	۱	آزمون حداکثر مقدار ویژه

مأخذ: یافته های پژوهشگر

نتایج برآورده الگو و بررسی آزمون های هم انباشتگی مربوط به این الگو در جدول ۳ گزارش شده است. با توجه به نتایج بر اساس آزمون اثر وجود ۳ بردار هم انباشتگی و بر اساس نتایج آزمون حداکثر مقدار ویژه نیز وجود ۲ بردار هم انباشتگی در سطح ده درصد تأیید می شود. همانطور که یوهانسون بیان می دارد در صورت تناقض میان نتایج، از آنجا که آزمون حداکثر مقدار ویژه دارای فرض مقابل قوی تری است، این آزمون نسبت به آزمون اثر ارجحیت دارد. بنابراین می توان وجود ۲ بردار هم انباشتگی بین متغیرهای مدل را پذیرفت.

جدول ۳- نتایج آزمون هم انباشتگی

سطح احتمال	کمیت بحرانی ٪۹۵ در سطح مقدار	آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه	سطح احتمال	کمیت بحرانی ٪۹۵ در سطح اثرا	آماره آزمون اثر	فرضیه H_0	فرضیه H_1
۰,۰۰۰۱	۴۹,۵۸۶۳۳	۰,۸۲۳۹۱۹	۰	۱۳۹,۲۷۵۳	۰,۸۲۳۹۱۹	None*	
۰,۰۰۲۴	۴۳,۴۱۹۷۷	۰,۷۲۴۶۸۳	۰,۰۰۰۳	۱۰۷,۳۴۶۶	۰,۷۲۴۶۸۳	$r=1$	$r=0$
۰,۱۱۴۸	۳۷,۱۶۳۵۹	۰,۵۵۳۲۶۶	۰,۰۴۵۳	۷۹,۳۴۱۴۵	۰,۵۵۳۲۶۶	$r=2$	$r \leq 1$
۰,۵۱۴۷	۳۰,۸۱۵۰۷	۰,۳۸۵۴۹۸	۰,۲۴۹۲	۵۵,۲۴۵۷۸	۰,۳۸۵۴۹۸	$r=3$	$r \leq 2$
۰,۵۳	۲۴,۲۵۲۰۲	۰,۲۹۴۲۱	۰,۳۴۸۷	۳۵,۰۱۰۹	۰,۲۹۴۲۱	$r=4$	$r \leq 3$
۰,۵۷۰۶	۱۷,۱۴۷۶۹	۰,۱۷۹۲۱۵	۰,۳۹۱۳	۱۸,۳۹۷۷۱	۰,۱۷۹۲۱۵	$r=5$	$r \leq 4$
۰,۱۰۱۶	۳,۸۴۱۴۶۶	۰,۰۶۱۸۱۱	۰,۱۰۱۶	۳,۸۴۱۴۶۶	۰,۰۶۱۸۱۱	$r=6$	$r \leq 5$

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

۳-۲-۳- آزمون خطی بودن، انتخاب متغیر انتقال و نوع مدل

برای تخمین مدل رگرسیون انتقال ملایم، به منظور انتخاب متغیر انتقال، تمامی متغیرهای موجود در مدل مورد آزمون قرار داده می‌شوند. از میان متغیرهای آزمون شده، هر متغیری که با احتمال بیشتری فرضیه صفر خطی بودن را رد کند به عنوان متغیر انتقال انتخاب خواهد شد. همچنین لازم به ذکر است که مدل (STAR) پیشنهادی توسط متغیر انتقال انتخاب شده به عنوان مدل بهینه جهت برآورد آثار متغیرهای حقیقی (اختلاف بین نرخ ارز رسمی و غیر رسمی، شاخص قیمت زمین و حجم واردات رسمی و غیر رسمی) و پولی-مالی (بدھی بانک‌ها به بانک مرکزی، سپرده‌های مدت دار و مطالبات غیرجاری) بر نرخ سود سپرده بانکی در ایران انتخاب می‌شود. نتایج جدول شماره ۴ نشان می‌دهد که متغیر انتقال در مدل برآورد شده، نرخ سود سپرده بانکی بوده و فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن مدل رد شده و مدل (LSTR) مرتبه اول مورد تأیید قرار می‌گیرد.

جدول ۴- آزمون خطی بودن، انتخاب متغیر انتقال و نوع مدل

متغیر	F	آماره ۴F	آماره ۳F	آماره ۲F	آماره ۱	مدل پیشنهادی
LR(t-1)	۰,۵۸۴۵۶	۰,۴۳۲۶۳	۰,۳۵۶۶۷	۰,۲۰۷۱۴		I LSTR

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

۳-۳- نتایج تخمین مدل

در مرحله بعدی با استفاده از یک مدل LSTR1 که در آن متغیر انتقال نرخ سود سپرده بانکی می‌باشد، آثار متغیرهای حقیقی (اختلاف بین نرخ ارز رسمی و غیر رسمی، شاخص قیمت زمین و حجم واردات رسمی و غیر رسمی) و پولی - بانکی (بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی، سپرده‌های مدت دار و مطالبات غیرجاری) بر نرخ سود سپرده بانکی در ایران مدل سازی خواهد شد. برای این منظور ابتدا مقادیر اولیه برای مقدار آستانه ای متغیر انتقال (C) و پارامتر شیب (γ) انتخاب و سپس با بهره گیری از این مقادیر اولیه و با استفاده از الگوریتم نیوتون رافسون^{۵۱} پارامترهای مدل به روش حداکثرسازی راستنمایی^{۵۲} برآورد شده اند که نتایج آن‌ها در جدول (۵) گزارش شده است.

نتایج برآورد قسمت خطی مدل (رژیم اول) نشان می‌دهد که متغیرهای شاخص قیمت زمین، سپرده‌های مدت دار و حجم واردات رسمی و غیر رسمی ایران در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی دار و تاثیر مثبت بر میانگین موزون نرخ سود بانکی در ایران دارند. این موضوع نشان‌دهنده نقش بانکها در جذب سپرده‌های مدت‌دار با نرخ سود بالا به عنوان اهم مالی از یکسو و کسب بازدهی مناسب در بازارهای مسکن و بازارگانی تجاری از سوی دیگر و پوشش هزینه‌های سپرده گذاران طی دوره زمانی سال ۱۳۸۵ الی نیمه نخست سال ۱۳۹۱ می‌باشد. بطور کلی سود حاصل از بازارهای اشاره شده، جذب منابع مالی از طریق نرخ بهره‌های بالا را طی این دوره توجیه پذیر می‌نمود.

نتایج برآورد قسمت غیرخطی مدل (رژیم دوم) طی دوره زمانی نیمه دوم سال ۱۳۹۱ الی سال ۱۳۹۶ نشان می‌دهد متغیرهای شاخص قیمت زمین، سپرده‌های مدت دار، حجم واردات رسمی و غیر رسمی ایران، بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی، اختلاف بین نرخ ارز رسمی و غیر رسمی و مطالبات غیر جاری در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی دار و تاثیر مثبت بر میانگین موزون نرخ سود بانکی در ایران دارند. این موضوع نشان‌دهنده آن است که طی دوره زمانی نیمه دوم سال ۱۳۹۱ الی سال ۱۳۹۶، ترکیبی از انگیزه‌های سفتة بازانه و همچنین تنگنای مالی موجب بالا ماندن نرخ سود بانکی شده است.

در این دوره بدليل وقوع تحریم‌ها و کاهش سودآوری در حوزه مستغلات، بازارگانی خارجی و حتی بخش حقیقی اقتصاد، طرف دارایی بانک‌ها دچار انجماد گردید و ناترازی ایجاد شده بدليل تعهد بانکها در پرداخت قطعی سود به سپرده گذاران، آنها را بناچار مجبور به "خلق پول از هیچ" برای پرداخت سود نمود. از انجا که عدم توازن احتمالی در اتاق پایاپایی موجب افزایش اضافه برداشت بانکها به بانک مرکزی و تحمل هزینه ۳۴ درصدی می‌گردید، سیستم بانکی کشور وارد بازی نرخ سود در بازار سپرده و بازار بین بانکی شد و این موضوع تداوم یافت. در این دور باطل و

خطرناک، نرخ بهره بالا، علت نرخ بهره بالا در دوره بعد می‌شود. از آنچاکه در شرایط رکودی خلق پول صرف وامدهی واقعی در سمت دارایی‌های بانکی نمی‌شود، بانک‌ها برای پرداخت سود سپرده چاره‌ای ندارند جز اینکه پول جدید خلق کنند؛ در واقع اولین محل خلق پول پرداخت سود سپرده می‌شود.

جدول ۵- برآورد الگو به وسیله مدل LSTR

برآورد قسمت خطی مدل			
احتمال	آماره	ضریب	متغیر
.....	۱۰,۷۶۱۰۰	۵,۹۳۸۹۴	CONSTANT
.,۰۴۲۹۰	۲,۱۱۷۸۰	۰,۷۶۱۳۳	LR(t-1)
.,۰۲۸۹۰	۳,۹۷۱۹۰	۰,۳۵۶۱۶	LLPI
.,۰۱۲۸۰	۲,۴۹۸۹۰	۰,۰۵۲۳۸	LLD
.,۰۲۵۴۰	۲,۳۷۶۹۰	۰,۲۶۰۸۳	LIMP
.,۹۳۲۷۰	۰,۰۸۵۳۰	۰,۰۰۴۰۳	LFA
.,۲۷۴۴۰	۱,۱۱۷۵۰	۱,۶۱۷۸۴	LDEX
.,۲۹۴۴۰	۱,۰۷۱۰۰	۰,۰۵۶۸	LDC
برآورد قسمت غیرخطی مدل			
.....	۵,۱۷۳۰۰	۲,۳۰۹۸۰	CONSTANT
.,۰۶۷۹۰	۱,۸۹۶۸۰	۰,۸۰۲۴۷	LR(t-1)
.,۰۲۸۹۰	۲,۳۱۸۰۰	۰,۹۱۳۱۹	LLPI
.,۰۳۷۹۰	۲,۰۸۲۵۰	۰,۳۹۷۴۴	LLD
.....	۱۸,۸۴۱۰۰	۰,۴۸۳۴۲	LIMP
.,۰۲۳۶۰	۲,۳۹۰۳۰	۰,۱۴۷۵۷	LFA
.,۰۱۱۸۰	۲,۶۸۷۱۰	۰,۲۶۸۰۸	LDEX
.,۰۰۰۱۰	۴,۰۶۶۰۰	۰,۵۰۸۰۳	LDC
.....	۱۹۷,۶۵۰۰۰	۱,۲۳۰۸۴	(C) حد آستانه‌ای
.....	۱۵,۱۸۵۰۰	۷,۷۶۳۸۷	(γ) پارامتر شبیه
ضریب تعديل شده = ۰,۹۸ (R̂)			

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

۴-۳- آزمون های تشخیصی

مطابق برآورد خطای همبستگی و ناهمسانی واریانس در مدل تخمینی LSTR1 وجود ندارد. آزمون نبود رابطه غیرخطی باقیمانده^{۵۳} نیز نشان می دهد که مدل LSTR1 تمامی رفتارهای غیرخطی موجود در مدل را تصریح کرده است. نتایج آزمون ثبات پارامترها^{۵۴} در رژیم های مختلف نیز نشان می دهد که فرض صفر آزمون مبنی بر ثبات ضرایب و پارامترهای مدل در دو رژیم مختلف رد می شود و این نتیجه یعنی ضرایب متغیرهای توضیحی در دو رژیم مختلف، قابل قبول است و اثرات نامتقارن بر متغیر وابسته یعنی میانگین موزون نرخ سود بانکی کشور، مورد تأیید قرار می گیرد.

بنابراین بر اساس نتایج تخمینی مدل و آزمون های تشخیصی انجام شده به نظر می رسد که مدل LSTR1 مدل مناسبی برای تبیین رفتار تابع میانگین موزون نرخ سود بانکی کشور باشد و می توان به صحت نتایج حاصل از تخمین این مدل اعتماد کرد.

جدول ۶- آزمون همبستگی سریالی پسماندها

Testing for Auto Correlation				
p-value	df ۲	df۱	F-value	lag
۰,۱۹۲۹	۲۲	۱	۱,۰۷۳۱	۱
۰,۲۰۱۵	۲۱	۲	۰,۹۶۲۸	۲
۰,۲۲۱	۱۹	۳	۱,۲۳۲۱	۳
۰,۱۸۳۴	۱۷	۴	۱,۳۳۵۳	۴
۰,۲۵۶۶	۱۸	۵	۰,۷۸۵	۵
۰,۱۹۴۹	۱۳	۶	۱,۱۶۲	۶
۰,۱۲۲۵	۱۱	۷	۱,۸۵۶۶	۷
۰,۱۵۱۹	۹	۸	۱,۵۵۶۸	۸

مأخذ: یافته های پژوهشگر

جدول ۷- نتایج آزمون های تشخیصی

P-value	F-value	آزمون
۰,۸۰۳۹	۴,۵۵۴۷	ARCH LM-test
۰,۴۵۳۳	۰,۴۰۲۵	No remaining nonlinearity test
۰,۷۲۵۴	۰,۷۱۸۲	Parameters constancy test

مأخذ: یافته های پژوهشگر

۴- جمع بندی و نتیجه گیری

در این مقاله به منظور مقایسه اثرگذاری متغیرهای حقیقی (اختلاف بین نرخ ارز رسمی و غیر رسمی، شاخص قیمت زمین و حجم واردات رسمی و غیر رسمی) و پولی-مالی (بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی، حجم سپرده‌های مدت دار، و مطالبات غیرجاری) بر نرخ سود سپرده بانکی در ایران، از مدل رویکرد آستانه‌ای و بر اساس داده‌های فصلی سال ۱۳۸۵ الی ۱۳۹۶ بهره بردیم. نتایج برآورد قسمت خطی مدل (رژیم اول) نشان می‌دهد در دوره زمانی سال ۱۳۸۵ الی نیمه نخست سال ۱۳۹۱ متغیرهای شاخص قیمت زمین، سپرده‌های مدت دار و حجم واردات رسمی و غیر رسمی تاثیر مثبت بر میانگین موزون نرخ سود بانکی در ایران دارند و این بدان معنی است که فعالیت‌های سفته بازانه بانک‌ها و مشتریان آنها در بازارهای پریازده همچون مسکن و بازرگانی تجاری به جهت کسب منافع برای خود و مشتریان از طریق جذب هر چه بیشتر از طریق نرخ سود بانکی در دستور کار بانک‌ها قرار داشته است.

اما در دوره زمانی نیمه دوم سال ۱۳۹۱ الی سال ۱۳۹۶، نتایج برآورد قسمت غیرخطی مدل در دوره دوم (رژیم دوم) نشان می‌دهد که متغیرهای شاخص قیمت زمین، سپرده‌های مدت دار، حجم واردات رسمی و غیر رسمی، بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی، اختلاف بین نرخ ارز رسمی و غیر رسمی و مطالبات غیر جاری تاثیر مثبت بر میانگین موزون نرخ سود بانکی در ایران دارند. این موضوع بر آن دلالت دارد که ترکیبی از انگیزه سفته بازانه و اجراء بانک‌ها برای پرداخت نرخ بالاتر سود سپرده، موجب افزایش نرخ سود و حفظ آن در سطح بالا شده است.

در این خصوص اصلاح ساختار نظام نظارت بانک مرکزی بر بانک‌ها در راستای سامان‌دهی دارایی‌ها و بدهی‌ها و همچنین ذخیره گیری روی دارایی‌های موهومی در راستای تعديل تدریجی ترازنامه نظام بانکی پیشنهاد می‌گردد.

فهرست منابع

- ۱) اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی، بانک مرکزی ایران
- ۲) اتابکی، مرتضی (۱۳۸۴)؛ بررسی عوامل مؤثر بر نرخ سود بانکی در سیستم بانکی ایران با استفاده از داده‌های تابلویی؛ پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه شهید بهشتی
- ۳) بدري و زمان زاده، حميد (۱۳۹۶)؛ تحليل رفتار ترازانame نظام بانکي در خلق نقدينگي و پيامدهای آن در اقتصاد؛ فصلنامه پژوهش‌های پولی-بانکی ، سال ۱۰ شماره ۳۴
- ۴) کلان زراء نژاد، منصور و مهر مسعود، سعادت (۱۳۸۶)؛ عرضه پول در اقتصاد ايران؛ پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۴۵
- ۵) شاکری، عباس (۱۳۹۴) مقدمه ای بر اقتصاد ایران - تهران، نشر: رافع
- ۶) عباسی، لیلا. (۱۳۸۱) بررسی عوامل مؤثر بر تفاوت نرخ سود (سود دریافتی منهای سود پرداختی) در سیستم بانکی ایران، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی.
- ۷) موسسه تحقیقات مبین: محسین یزدان پناه (۱۳۹۵)
- ۸) مهدوی مزده، ابوالقاسم؛ دادجوی توکلی، عباس و عسکری، آرین (۱۳۹۷) عوامل نامولد خلق سپرده های بانکی در اقتصاد ایران ؛ بیست و هشتمین همایش سیاست های پولی و ارزی
- ۹) همتی مریم، جلالی نایینی سیداحمدرضا (۱۳۹۲)، تخمین توابع خطی و غیرخطی سیاست پولی در ایران، فصلنامه پژوهش‌های پولی-بانکی، شماره ۱ جلد ۸ صفحات ۳۰-۱
- 10) Andries, A. M. and Capraru, B , (2012); Impact of financial liberalization on banking sectors performancefrom CEEC, PLoS ONE, 8 (3), 1-2
- 11) Bernanke, B. S. (2017). Federal reserve policy in an international context. IMF Economic Review, 65(1), 5-36.
- 12) Bikker, J. A., & Gerritsen, D. F. (2018). Determinants of Interest Rates on Time Deposits and Savings Accounts: International Review of Finance, 18(2), 169-216
- 13) Fletcher, G. (2000), Understanding Dennis Robertson: The Man and His Work, Cheltenham, UK and Northampton, MA, USA: Edward Elgar.
- 15) Furman, J., Stiglitz, J., (1998), Economic crises: evidence and insights from east Asia, Brookings Papers on Economic Activity (2), 1-135.
- 16) Goderis, B., Ioannidou, V.p., (2008), Do high interest rates defend currencies during speculative attacks? New evidence, Journal of International Economics 74, 158–169.
- 17) Hein, E. (2006b), ‘Wage bargaining and monetary policy in a Kaleckian monetary distribution and growth model: Journal of Economics, 3 (2), 305–29.
- 18) Ingham, G. (2013). The nature of money. John Wiley & Sons ; Federal Reserve Bank of St. Louis Review, 92(6), 465-479
- 19) Krishnamurthy, A., & Vissing-Jorgensen, A. (2011). The effects of quantitative easing on interest rates: channels and implications for policy (No. w17555).

- 20) Lavoie, M. (2006), 'Endogenous money: accommodationist', in P. Arestis and M. Sawyer (eds), *A Handbook of Alternative Monetary Economics*, Cheltenham, UK and Northampton, MA, USA: Edward Elgar, pp. 17–34.
- 21) Lavoie, M. (2011), 'Money, credit and central banks in post-Keynesian economics', in E. Hein and E. Stockhammer (eds), UK and Northampton, MA, USA, pp. 34–60.
- 22) Mann, G. (2013) 'Monetary Exception: Labour Distribution and Money in Capitalism', *Capital and Class*, 37, 2 (2013) for a Mann, G 'Monetary Exception:', *Capital and Class*, 37, 2 for a penetrating analysis.
- 23) Martin, R. (2011). The local geographies of the financial crisis: from the housing bubble to economic recession and beyond. *Journal of Economic Geography*, 11(4)
- 23) Minsky, H. P., & Kaufman, H. (2008). *Stabilizing an unstable economy* (Vol. 1). New York: McGraw-Hill
- 24) Mishkin, F. S. (2011). Monetary policy strategy: lessons from the crisis (No. w16755). National Bureau of Economic Research
- 25) Mojtabahed, A. (2004). Challenges and Requirements in Money and Capital Markets in Iran Economy, Proceedings of the Fourteenth Conference on Monetary and Foreign Policy, Monetary and Banking Research.
- 26) Rochon Louis-Philippe , Sergio Rossi (2017) " Advances in Endogenous Money Analysis , Edward Elgar Publishing, Oct 27, 2017
- 27) Smithin, J. (2013a), Essays in the Fundamental Theory of Monetary Economics and
28) Macroeconomics, Singapore: World Scientific Publishing.
- 29) Smithin, J. (2013b), 'Keynes's theories of money and banking in the Treatise and
30) General Theory', *Review of Keynesian Economics*, 2 (2), 242–56.
- 31) Smithin, J. (2016a), 'Endogenous money, fiscal policy, interest rates and the
32) exchange rate regime: a comment on Palley, Tymoigne, and Wray', *Review of Political Economy*, 28 (1), 64–78.
- 33) Smithin, J. (2016b), 'Some puzzles about money, finance and the monetary circuit',
34) Cambridge Journal of Economics, 40 (5), 1259–74.
- 35) Werner. Richard A (2014) , Can banks individually create money out of nothing
International Review of Financial Analysis, 2014, vol. 36, issue C, 1-19
- 36) Werner, R. A. (2016). A lost century in economics: Three theories of banking and the conclusive evidence. *International Review of Financial Analysis*, 46, 361-379
- 37) Wray, L. R. (2012). Modern money theory: A primer on macroeconomics for sovereign monetary systems. Palgrave Macmillan.
- 38) Gaspar, V., Pérez-Quirós, G., & Rodríguez Mendizábal, H. (2004). Interest rate determination in the interbank market

یادداشت‌ها

¹ Loanable funds

² Taylor rule

³ Fletcher

⁴ Open market operations

⁵ Transmission Mechanism

⁶ Policy Rate

-
- ⁷ Wray
⁸ Martin
⁹ ZLB
¹⁰ UnConventional Monetary Policy
¹¹ Quantitative Easing
¹² Krishnamurthy, A., & Vissing-Jorgensen
¹³ Structuralism
¹⁴ post Keynesian
¹⁵ Endogenous money
¹⁶ Smithin
¹⁷ risk and liquidity premia
¹⁸ Rochon
¹⁹ Palley
²⁰ Howells
²¹ Arestis
²² Dow
²³ Speculatative demand for money
²⁴ Hein
²⁵ Overdraft
²⁶ Bikker& Gerritsen

^{۷۷} افقی مسلکان نقش عوامل بازار (و ترجیحات نقدینگی) را در تعیین نرخ بهره (خصوصاً بلندمدت) در نظر نگرفته و تنها توجه خود را به نرخ بهره کوتاهمدت که توسط بانک مرکزی هدف قرار گرفته، معطوف می‌گذارد.
^{۷۸} مثلاً، نگاه کنید به مینسکی (۱۹۷۵)، هر (۱۹۸۸)، ری (۱۹۹۰، ۱۹۹۲، ۱۹۹۳)، ری (۱۹۹۰، ۱۹۹۲، ۱۹۹۳)، ری (۱۹۹۵)، پالی (۱۹۹۱، ۱۹۹۴، ۱۹۹۶)، پالی (۱۹۹۱)، هارلز (۱۹۹۵) (الف، ۱۹۹۵).
^{۷۹} در دهه ۷۰، نرخ سود سپرده های پیکساله بانکی و سهم بدھی بانک ها از پایه پولی به ترتیب از ۸,۵ و ۳,۵ درصد در سال ۱۳۶۹ به ۱۳ و ۲۸ درصد در سال ۱۳۷۹ ارسید. (منبع: بانک مرکزی)

- ^{۳۰} منبع: بانک مرکزی – بخش داده های اقتصادی
^{۳۱} Create Money out of nothing
^{۳۲} Bubble economy
^{۳۳} Minsky & Kaufman

^{۷۴} صورت های مالی شرکت های تابعه بانک های مورد مطالعه در سال ۱۳۹۵
^{۷۵} بانک مرکزی – آمار تسهیلات به تقسیک بخش در سال های ۱۳۹۵ و ۱۳۹۶
^{۷۶} صورت های مالی شرکت های تابعه بانک های مورد مطالعه در سال ۱۳۹۵
^{۷۷} منبع: ستاد مرکزی مبارزه با فاجعه کالا و ارز

- ^{۳۸} Goderis and Ioannidou
^{۳۹} Furman and Stiglitz

^{۷۸} بنایه گفته وزارت صنعت، ۶۰ تا ۷۰ درصد تسهیلات از نوع استمهال می‌باشد. (سال ۱۳۹۵)

- ^{۴۱} Werner
^{۴۲} Panel Data
^{۴۳} ordinary least squares (OLS)
^{۴۴} Vítor Gaspar, Gabriel Pérez Quirós, Hugo Rodríguez Mendizábal.
^{۴۵} Andries and Capraru
^{۴۶} Ter'asvirta and Anderson
^{۴۷} Ter'asvirta, T. 1994
^{۴۸} contains unidentified nuisance parameters
^{۴۹} Luukkonen, 1998
^{۵۰} Cointegration Test
^{۵۱} Newton-Rafson
^{۵۲} Maximum Likelihood
^{۵۳} No remaining nonlinearity test
^{۵۴} Parameters constancy test